

ENFLASYON VE NOMİNAL FAİZ ORANLARI ARASINDAKİ UZUN DÖNEM İLİŞKİNİN FİŞER HİPOTEZİ ÇERÇEVESİNDE TEST EDİLMESİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ¹

Mehmet MERCAN(*)

Özet: Bu çalışmada, nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki uzun dönemli birebir ilişkinin varlığını öne süren Fisher hipotezi, Türkiye örneğinde 1992:M1-2013:M1, dönemi verileri kullanılarak ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelenmiştir. Analiz sonucunda seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi elde edilmiştir. Enflasyon oranının Fisher hipotezi çerçevesinde beklentilerle uyumlu olarak nominal faiz oranının pozitif yönde ve istatistiki olarak anlamlı düzeyde etkilediği görülmüştür. Nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkinin birebir olmadığı ve ilgili dönemde uygulanan para politikalarının reel faiz oranı üzerinde kısmen etkili olduğu ifade edilebilir.

Anahtar Kelimeler: Fisher hipotezi, Eşbütünlüşme Analizi, Türkiye.

TESTING THE LONG-TERM RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND NOMINAL INTEREST RATES UNDER FISHER HYPOTHESIS: THE CASE OF TURKEY

Abstract: In this study, Fisher hypothesis suggesting the existence of long-term one to one relationship between nominal interest rate and inflation rate was analysed with ARDL bound testing approach by using the data of 1992:M1-2013:M1 periods in the sample of Turkey. As a result of the analysis cointegration relationship between series was determined. It was observed that inflation rate affected the nominal interest rate statistically significantly and positively in accordance with the expectations within the framework of Fisher hypothesis. It can be expressed that the relationship between the nominal interest rate and inflation rate is not one to one and monetary policies implemented in the related period are partly effective on the real interest rate.

Key Words: Fisher hypothesis, Cointegration Analysis, Turkey.

Jel Codes: C22, E43, E52.

¹ Bu çalışma, Dumlupınar Üniversitesi tarafından 24-28 Mayıs 2013 tarihleri arasında Saraybosna/Bosna Hersek'te düzenlenen 14. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu (EYİ-2013)'nda özet olarak sunulan çalışmanın düzenlenmiş şeklidir.

(*)Yrd. Doç. Dr., Hakkari Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü
e-mail: mercan48@gmail.com

I.Giriş

Nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişki, ilk kez 1930 yılında Irving Fisher tarafından ortaya atılmıştır. Fisher etkisi denilen olguya göre; ilgili dönemde nominal faiz oranları, enflasyondaki bir artışla bire bir artmakta, fakat reel faiz oranları enflasyondaki artıştan etkilenmemektedir. Yani nominal faiz oranlarıyla beklenen enflasyon reel faiz oranlarını etkilemeksizin birlikte hareket etmektedir (Yılancı, 209:205). Fisher etkisindeki enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki bu ilişkinin sebebi, uzun dönemde reel faiz oranının sabit olması ve enflasyon oranını etkileyen parasal dengesizliklerden etkilenmemesidir (Şimşek ve Kadılar, 2006: 99). Fisher'in ortaya attığı bu görüşün temelinde; yatırımcı yada tasarrufçu olan iktisadi birimlerin rasyonel davranarak enflasyon oranındaki artış sonucu nominal paralarının satın alma gücündeki azalmayı telafi etmek istemeleridir (Mitchell-Innes vd., 2007: 693).

Fisher Hipotezinin geçerli olup olmaması ekonomide karar vericiler açısından öne arz etmektedir. Fisher Hipotezinin geçerli olduğu durumda beklenen enflasyon oranındaki değişimler, reel faiz oranı üzerinde herhangi bir etkide bulunmaksızın sadece nominal faiz oranındaki değişimlerle dengelenmekte ve uygulanan para politikaları reel faiz oranı üzerinde etkisiz kalmaktadır (Nusair, 2008: 273). Bu etkileşimin var olup olmadığı, varsa etkileşimin yönünün bilinmesi merkez bankalarının para politikası uygulamaları açısından başarı sağlayacaktır. Diğer taraftan, Fisher etkisinin varlığı durumunda ilgili dönemde reel faiz oranının sürekli sabit olmayabilir, reel faiz orandaki değişimler uygulanan para politikalarından değil, reel ekonomik faktörlerden kaynaklanabilir (Kinal and Lahiri, 1988). Ayrıca Fisher etkisinin varlığı finansal piyasaların etkinliği ve rasyonelliği bakımından da önem taşımaktadır (Cappock ve Poitras, 2000:181).

Bu çalışmanın amacı, Türkiye için 1992:M1-2013:M1 döneminde Fisher etkisinin var olup olmadığının tespit edilmesidir. Çalışma şu şekilde tasarlanmıştır: Takip eden bölümde teorik çerçeve ve iktisat literatüründe Fisher etkisini test eden yerli ve yabancı çalışmalara yer verilecektir. Üçüncü bölümde, Türkiye verileri ile Fisher hipotezi sınır testi yaklaşımıyla ampirik olarak test edilecektir. Sonuç bölümünde ise elde edilen bulgulardan yararlanılarak genel bir değerlendirme yapılacak ve politika önerileri sunulacaktır.

II. Ampirik Literatür

Literatürde Fisher hipotezi farklı ülkeler ve ülke grupları için farklı ekonometrik tekniklerle incelenmiştir. Bazı ülkelerde hipotez geçerli iken, bazı ülkelerde ise farklı bulgular elde edilmiştir.² Tablo 1’de Fisher hipotezinin geçerliliğini inceleyen çalışmalar ve elde edilen bulgular verilmiştir. Tablo 2’de ise Fisher hipotezinin geçerliliğini Türkiye örneğinde analiz eden çalışmalar ve sonuçları sunulmuştur.

Tablo 1: Fisher Hipotezinin Geçerliliğini İnceleyen Bazı Çalışmalar

| Yazar | Dönem | Bulgular |
|-----------------------------|------------------|--|
| Fama (1975) | 1953:M5-1971:M6 | ABD’nin altı aylık hazine tahvil faizleri ile tüketici fiyat endeksi arasındaki birebirlik ilişkisi ortaya koymuştur. |
| Bonham (1991) | 1955:M1-1990:M3 | ABD’nin faiz oranları ile enflasyon oranları arasında pozitif yönlü ilişki olmasına rağmen, değişkenler arasında Fisher etkisini gösteren bire birlik ilişkinin olmadığını belirtmiştir. |
| Mishkin (1992) | 1953:M5-1990:M10 | Fisher etkisinin ABD’de enflasyon ve faiz oranlarının birim kök taşımadığı ve stokastik trend gösterdiği durumlar için geçerli olduğu sonucuna varmıştır. Fisher etkisinin kısa dönemden ziyade uzun dönem için geçerli olduğunu belirtmiştir. |
| Boudoukh, Richardson (1993) | 1802-1990 | Amerika ve İngiltere için farklı dönemler için yapılan analizlerde hipotezin geçerli olduğunu savunmuşlardır. |
| Mishkin ve Simon (1995) | 1962:Q3-1993:Q2 | Kanada ekonomisinde dalgalı kur uygulandığı zamanlarda Fisher etkisinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. |
| Pelaez (1995) | 1959:Q1-1993:Q4 | ABD’nin faiz oranları ile enflasyon oranları arasında pozitif yönlü ilişki olmasına rağmen, değişkenler arasında Fisher etkisini gösteren bire bir ilişkinin var olmadığını tespit etmiştir. |
| Payne ve | 1973-1996 | Srilanka, Malezya, Singapur ve Pakistan |

² Payne ve Ewing (1997) çalışmasında Fisher hipotezinin geçerliliğini inceleyen detaylı bir literatür taraması vermiştir.

| | | |
|----------------------|------------------------------------|--|
| Ewing (1997) | (Ülkeler için dönemler farklıdır.) | ekonomilerinde güçlü Fisher etkisinin olduğunu, Arjantin, Şili, Nijer ve Tayland ekonomilerinde ise Fisher etkisinin geçerli olmadığını belirtmişlerdir. |
| Atkins ve Coe (2002) | 1953-1999 | ABD ve Kanada için Fisher etkisini test etmişler, hem ABD hem Kanada için Fisher etkisinin var olduğunu tespit etmişlerdir. |
| Westerlund (2006) | 1980:M1-1999:M12 | 14 OECD ülkesinde Fisher hipotezini destekleyici sonuçlara ulaşmıştır. |
| Nusair (2008) | 1978-2005 Gregory-Hansen testi | Kore, Singapur, Malezya ve Tayland'da Fisher hipotezi geçerli iken, Endonezya ve Filipinler'de geçerli değildir. |
| Ahmad (2010) | 1971:M1-2006:M1 | Kuveyt ekonomisinde zayıf Fisher etkisinin olduğunu ifade etmiştir. |

Kaynak: Yazarın çalışması.

Tablo 2: Fisher Hipotezinin Geçerliliğini Türkiye Örneğinde İnceleyen Çalışmalar

| Yazar | Dönem | Bulgular |
|--------------------------|-----------------|--|
| Turgutlu (2004) | 1978:Q4-2003:Q4 | Tefe baz alındığında Fisher etkisinin görülmediği, ancak tüfe baz alındığında etkinin var olduğu sonucuna ulaşmıştır. |
| Şimşek ve Kadılar (2006) | 1978:Q1-2004:Q4 | Türkiye örneğinde Fisher hipotezinin geçerli olduğunu ifade etmişlerdir. |
| Gül ve Açıkalin (2008) | 1990-2003 | Türkiye için Fisher hipotezinin güçlü bir biçimde geçerli olduğunu belirtmişlerdir. |
| Yılcı (2009) | 1989:Q1-2008:Q1 | Türkiye için Fisher hipotezinin geçerliliğini doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemlerle test etmiş ve hipotezin geçerli olmadığı bulgusunu elde etmiştir. |
| Bayat (2011) | 2002:M1-2011:M5 | Nominal vadeli mevduat faiz oranları ve tüfe arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Analiz sonucunda dalgalı kur uygulaması ve enflasyon hedeflemesi stratejisi ile birlikte rejim değişikliği olmadığı için |

| | | |
|------------------|-----------|---|
| | | Fisher etkisinin görülmediği sonucuna ulaşmıştır. |
| Köse vd., (2012) | 2002-2009 | Enflasyon oranı ile enflasyon hedeflemesi rejimi-para politikası arası ilişkiye bakılmıştır. Analiz sonucunda uzun vadeli faiz oranlarının para politikasından etkilendiği ve para politikasının enflasyon beklentilerine bağlı olduğu ortaya çıkmıştır. Bu bulgular Fisher etkisinin zayıf formda geçerli olduğunu ortaya koymuştur. |

Kaynak: Yazarın çalışması.

III. Yöntem ve Ampirik Bulgular

1992:M1-2013:M1 dönemini kapsayan bu çalışmamızda aylık veriler ve toplam iki değişken kullanılmıştır. Değişkenler için kullanılan harf sembollerinde, i ; devlet iç borçlanma senetleri nominal faiz oranını ve p ; 1968 bazlı Toptan Eşya Fiyat Endeksini (TEFE, 1968=100) göstermektedir. Nominal faiz oranı ve enflasyon oranı değişkenleri logaritmik olarak analize dahil edilmiştir. Değişkenlerde mevsimsel etkilerin olmadığı görülmüştür. Nominal faiz oranı değişkeni Devlet Planlama Teşkilatı web sayfasından (www.dpt.gov.tr), enflasyon değişkeni ise Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası web sayfasından (<http://evds.tcmb.gov.tr/>) temin edilmiştir.

Bu çalışmada, Fisher hipotezinin Türkiye ekonomisi için geçerliliği yani, enflasyon oranı ile nominal faiz oranı arasındaki ilişki araştırılmıştır. Analizde Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bu yaklaşım, literatürdeki diğer eşbütünleşme testlerinden (Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990)) daha kullanışlıdır. Söz konusu yöntemlerde analize dâhil edilen serilerin düzeyde birim kökünün olması ve farkı alındığında aynı dereceden bütünleşmeleri gerekmektedir. Dolayısıyla serilerden biri ya da bir kısmı düzeyde durağan ise eş-bütünleşme ilişkisi araştırılmaz. Oysa sınır testi yaklaşımında böyle bir kısıtlama yoktur. Serilerin durağanlık düzeyleri farklı olsa da, (Bağımlı değişken I(1) olmak kaydıyla) eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı test edilebilmektedir (Pesaran vd., 2001). Bununla birlikte, sınır testi yaklaşımının diğer bir avantajı ise düşük sayıda gözlem içeren verilerle de model tahminin olanaklı olmasıdır (Narayan ve Narayan, 2004).

Analize başlamadan önce çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin bazı test ve işlemler yapılmıştır. Öncelikle serilerin durağanlık dereceleri genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) ve Phillip-Perron (PP) testleriyle araştırılmış ve birim kök testi yapılmıştır.

A. Birim-Kök Testi

Bir zaman serisinin durağan olabilmesi için ortalaması ile varyansının zaman içinde değişmemesi ve iki dönem arasındaki kovaryansının, bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olması gerekir (Gujarati, 1999). Durağan olmayan zaman serileriyle tahmin edilen modellerde sahte regresyon sorunuyla karşılaşılması nedeniyle (Granger ve Newbold, 1974), elde edilen sonuçlar gerçek ilişkiyi yansıtmaz. Böyle bir durumda t ve F sınaması sonuçları geçerliliğini kaybeder. Dolayısıyla, durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinin anlamlı olabilmesi ve gerçek ilişkileri yansıtabilmesi, ancak bu zaman serileri arasında bir eş-bütünleşme ilişkisinin olmasıyla mümkün olmaktadır (Gujarati, 1999).

Bu çalışmada değişkenlerin durağanlık düzeyleri önce, Dickey-Fuller (1979) ve Phillips-Perron (1988) testi kullanılarak analiz edilmiştir. Dickey-Fuller (DF) testi, üç regresyon denklemine dayalı olarak yapılmaktadır:

$$\text{Yalın hali:} \quad \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$\text{Sabit terimli:} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli:} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Bu testlerin sonucunda DF istatistikleri McKinnon kritik değerleriyle karşılaştırılarak; sıfır hipotezi ($H_0: \gamma=0$), alternatif hipoteze karşı ($H_1: \gamma \neq 0$) test edilmektedir. Sıfır hipotezi serinin durağan olmaması durumunu, yani birim köke sahip olduğunu, alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu göstermektedir. Burada eğer hata terimi u_t içsel bağımlı ise denklem (3) şu şekilde yeniden düzenlenmektedir:

$$\Delta Y = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Burada m gecikme uzunluğunu, Δ fark operatörünü belirtmektedir. Gecikme sayısı içsel bağıntısız modelin elde edilmesine bağlıdır. Bu şekilde yapılan test genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) testi olarak bilinmektedir.

Tablo 3: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişkenler | ADF Test | PP Test | Kritik Değerler | | |
|-------------|-----------|-----------|-----------------|-------|-------|
| | | | %1 | %5 | %10 |
| i | -0.46[2] | -0.39[6] | -3.45 | -2.87 | -2.57 |
| Δi | -11.86[1] | -13.67[8] | -3.45 | -2.87 | -2.57 |
| p | -1.24[1] | -1.24[6] | -3.99 | -3.42 | -3.13 |
| Δp | -9.15[1] | -9.07[6] | -3.99 | -3.42 | -3.13 |

Not: Δ sembolü, değişkenlerin birinci farkının alındığını belirtir. [] içindeki değerler; ADF testi için Akaike bilgi ölçütüne (AIC) göre belirlenmiş optimal gecikme uzunluğunu, PP testi için Newey-West ölçütü kullanılarak tespit edilmiş bant genişliğini gösterir. Düzey ve farkı alınmış serilerde, tüm değişkenler için sabit terim regresyon denklemi kullanılmıştır.

ADF test sonuçlarının sunulduğu Tablo 3'e göre, %5 anlamlılıkta, ADF test istatistiğine göre i ve p serilerinin düzey değerinde durağan olmadığı, birinci farkı alındığı zaman durağan hale geldiği görülmüştür. Yani, ADF test istatistiğine göre i ve p serileri $I(1)$ 'dir. PP test istatistiği sonuçları da ADF test istatistiğini desteklemektedir.

B. Granger Nedensellik Analizi

Analizde kullanılan değişkenler arasında öncelikle, ilişkinin yönünü tespit etmek amacıyla durağan serilerle Granger nedensellik testi uygulanmıştır. x ve y gibi iki değişken olduğu varsayımı altında, Granger (1969), eğer x değişkenine ait bilgilerin modele eklenmesi, y değişkeninin öngörüsüne katkı sağlıyorsa, x değişkenini y değişkeninin nedeni olarak ifade etmekte ve nedenselliğin yönünü x değişkeninden y değişkenine doğru olarak belirlemektedir. Granger nedensellik testi, (5). ve (6). regresyon denklemleri yardımıyla yapılmaktadır. Burada; y_t ve x_t değişkenleri, a_1 ve c_1 sabit terimleri, b ve d 'ler tahmin edilecek katsayıları, p gecikme uzunluğunu, v_t 'ler ise beyaz gürültülü (white-noise) hata terimlerini temsil etmektedir. p gecikme uzunluğu, değişkenler arasında tahmin edilen standart VAR içinde yer alan bilgi ölçütleri kullanılarak tespit edilir (Enders, 1995: 395).

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} x_{t-i} + v_{1t} = 0 \quad (5)$$

$$x_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} y_{t-i} + v_{2t} = 0 \quad (6)$$

Granger nedensellik analizi, (5). ve (6). denklemlerde, bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerin katsayılarının, belirli bir anlamlılık düzeyinde, grup halinde sıfıra eşit olup olmadığı test edilerek yapılır. (5) nolu denklemdeki b_i katsayıları belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, x 'iny'nin Granger nedeni olduğuna karar verilir. Aynı şekilde (6) nolu denklemde de d_i katsayılarının da belirli bir anlamlılık düzeyinde, grup halinde sıfırdan farklı olması da y 'nin x 'in nedeni olduğunu gösterir (Granger, 1969). Granger nedensellik testinin (5). regresyon denkleminde göre yapıldığı düşünülürse, nedenselliğin yönü Wald testi yardımıyla H_0 ve H_1 hipotezi sınanarak tanımlanmaktadır:

$$H_0 = \sum_{i=1}^p b_{2i} = 0 \quad H_1 = \sum_{i=1}^p b_{2i} \neq 0$$

H_0 hipotezinin kabul edilmesi durumunda x , y 'nin nedeni değildir; H_1 hipotezinin kabulü durumunda ise x , y 'nin nedeni olduğu sonucuna varılır.

Tablo 4: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

| Boş Hipotez Nedenselliğin Yönü | Gözlem Sayısı | F İstatistiği | Prob |
|--------------------------------|---------------|---------------|------|
| $p \rightarrow i$ | 250 | 6.380* | 0.00 |
| $i \rightarrow p$ | 250 | 1.192 | 0.30 |

Not: Granger nedensellik analizinde durağan serilerle tahmin edilen VAR modeli yardımıyla en uygun gecikme uzunluğu 2 alınmıştır. Bu gecikme uzunluğunda otokorelasyon ve değişen varyans sorunu yoktur. *: %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 4'ten izlenebileceği gibi enflasyon oranının nominal faiz oranının "Granger nedeni değildir" boş hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Yani enflasyon oranından nominal faiz oranına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Enflasyon oranından nominal faiz oranına doğru nedensellik ilişkisinin tespit edilmesi, değişkenler arasında ilişkinin varlığına kanıt olarak yorumlanabilir.

C. Eş-Bütünleşme Testi

Birçok makroekonomik değişkenin düzey değerleri durağan değildir. Eğer seriler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi varsa, yani seriler uzun dönemde birlikte hareket ediyorsa, düzey değerleriyle yapılacak analizde bir sahte regresyon problemiyle karşılaşılacaktır (Pesaran vd. 2001; Gujarati, 1999). Ancak, uzun dönemde birlikte hareket eden değişkenlerin dinamik davranışları denge ilişkisinden bazı sapmalar gösterir (Enders, 1996). Bu, eş-bütünleşmiş değişkenlerin temel bir özelliği olup, kısa dönem dinamiği üzerinde belirleyici bir rol oynar. Bu süreçle ortaya çıkan dinamik model, hata düzeltme modeli olarak adlandırılır (Enders, 1995). Sınır testi yaklaşımının uygulanması için önce kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model: UECM) kurulur. Bu modelin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta i_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta p_{t-i} + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 p_{t-1} + u_t \quad (7)$$

burada, m ; optimum gecikme uzunluğunu, Δ fark operatörünü, u_t hata terimini, diğer harf kısaltmalarıyla verilenler ise, değişken tanımındaki anlamları ifade etmektedir. Bu çalışmada optimum gecikme uzunluğu Akaike bilgi ölçütü (Akaike information criterion: AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Kamas ve Joyce'ye (1993) göre, testin sağlıklı sonuçlar verebilmesi için, optimum gecikme uzunluğundaki modelin hata terimleri arasında ardışık bağımlılığın olmaması gerekir. AIC'nin en küçük olduğu gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılık sorunu çıktığında, bir büyük AIC değerinin olduğu gecikme uzunluğu, optimum gecikme uzunluğu olarak alınır. Gecikme uzunluğuna ilişkin yapılan testin sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur. Maksimum gecikme uzunluğunun sekiz alındığı tabloda, sınır testi için optimum gecikme uzunluğunun üç olduğu tespit edilmiş ve bu gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılığın olmadığı gözlemlenmiştir.

Tablo 5: Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğu Testi

| M | AIC | LM Testi |
|----------|---------------|-------------|
| 1 | -2.65 | 0.01 |
| 2 | -2.70 | 0.04 |
| 3 | -2.70* | 0.82 |
| 4 | -2.68 | 0.80 |
| 5 | -2.66 | 0.45 |
| 6 | -2.64 | 0.44 |

| | | |
|---|-------|------|
| 7 | -2.63 | 0.25 |
| 8 | -2.62 | 0.34 |

Gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra, değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin test edilmesi sürecine geçilmiştir. Sınır testi yaklaşımında değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi sıfır ($H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0$) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Sıfır hipotezinin kabulü veya reddi F testi ile belirlenmektedir. Hesaplanan F istatistik değeri Pesaran vd. (2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Birinci durumda, eğer hesaplanan F istatistik değeri alt kritik değerden küçükse seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olmadığına karar verilir. İkinci durumda, eğer hesaplanan F istatistik değeri alt ve üst kritik değer arasında kalıyorsa kesin bir yorum yapılamamakta, yani kararsız kalınmaktadır. Bu durumda alternatif eş-bütünleşme yöntemleri denenmelidir. Son olarak, eğer hesaplanan F istatistik değeri tablo üst kritik değerini aşıyorsa seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olduğu kararına varılmaktadır. Buna göre, H_0 hipotezini sınamak için, hesaplanan F istatistik değeri Pesaran vd.(2001)'den alınan kritik değerlerle Tablo 6'da karşılaştırılmıştır. Bu kritik değerler bir bağımsız değişken ve %5 anlamlılık düzeyi için verilmiştir.

Tablo 6: Sınır Testi Sonuçları

| k | F Hesaplanan | Alt Sınır | Üst Sınır |
|---|--------------|-----------|-----------|
| 1 | 6.14 | 4.94 | 5.73 |

Not: k, bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. Kritik değerler Pesaran vd'deki. (2001: 300) Tablo CI(iii)'den alınmıştır.

Tabloda hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değerden yüksek olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 hipotezi reddedilmekte ve değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu şekilde, eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildiğinden dolayı, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin araştırılması amacıyla gecikmesi dağıtılmış otoregresif (Autoregressive Distributed Lag: ARDL) modellerin tahmin edilmesi sürecine geçilmiştir.

D. Uzun Dönem İlişkisi

Uzun dönem ilişkisinin incelenmesi amacıyla kurulan ARDL modeli şu şekilde tanımlanmıştır:

$$\hat{i}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \hat{i}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} p_{t-i} + u_t \quad (8)$$

Burada m ve n gecikme uzunlukları olup, AIC kullanılarak belirlenmektedir. Bu işlem, Kamas ve Joyce'un (1993) nedensellik analizlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi için önerdiği yöntemle yapılmıştır. Buna göre, ilk önce, bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu yapılmış ve en küçük AIC değerini veren, içsel bağımsız modelin gecikme uzunluğu bulunmuştur. Daha sonra bağımlı değişkenin belirlenen gecikme uzunluğu sabit tutulup; birinci bağımsız değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Benzer işlemler diğer bağımsız değişkenler için de tekrarlanarak optimum gecikme sayısı elde edilmiştir. Buna göre uzun dönem ARDL (2.2) modeli belirlenmiştir. Tablo 7'de uzun dönem ARDL (2.2) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır. Uzun dönem katsayılarının hesaplanması, açıklayıcı değişkenlerin katsayısının ya da katsayılarının (örneğin iki gecikme varsa kendi değeri, birinci ve ikinci gecikmeli değerlerinin) toplamının, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının toplamının 1'den farkına bölünmesiyle hesaplanmaktadır (Johnston ve Dinardo, 1997).

Modelin tanısal test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi, White değişen varyans testi, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistiği kabul edilebilir düzeydedir. Ayrıca, Şekil 1'de gösterilen Cusum grafiğinde de, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir.

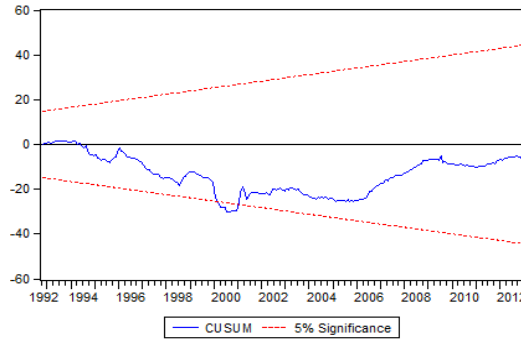
Tablo 7'ye göre, enflasyon oranı değişkeninin katsayısı istatistikî açıdan anlamlı ve yorumlanabilir düzeydedir. Enflasyon oranı, nominal faiz oranını Fisher Hipotezi bağlamında teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde pozitif yönde etkilemiştir. Fakat enflasyon oranı ve nominal faiz oranı arasında bire bir ilişki yoktur ve ilişki düşük düzeydedir. Analiz sonucuna göre, enflasyon oranında meydana gelen %10'luk bir artış, nominal faiz oranını %2.6 oranında arttırmaktadır. Bu sonuç, enflasyon oranının, nominal faiz oranı üzerinde uzun dönemde etkilerinin olduğuna ilişkin önemli bir kanıt olarak yorumlanmaktadır.

Tablo 7: Uzun Dönem ARDL(2.2) Modeli Tahmin Sonucu ve Katsayıları

| Değişkenler | Katsayı | t-istatistiği |
|-------------|---------|---------------|
|-------------|---------|---------------|

| | | |
|------------------------|----------------------------------|---------|
| i_{t-1} | 1.0405 | 16.7283 |
| i_{t-2} | -0.1897 | -3.0891 |
| p_t | 0.2738 | 0.5247 |
| p_{t-1} | 1.2849 | 1.4528 |
| p_{t-2} | -1.5185 | -2.9102 |
| C | 0.0739 | 0.9460 |
| Tanısal Testler | | |
| $R^2=0.98$ | $\chi^2_{BGAB}(2) = 1.93(0.14)$ | |
| $\bar{R}^2 = 0.98$ | $\chi^2_{WDV} = 2.42(0.02)$ | |
| F.ist.=2095.2(0.00) | $\chi^2_{JBN} = 1404.6(0.00)$ | |
| DW=1.93 | $\chi^2_{RRMKH}(2) = 1.86(0.06)$ | |

Not: Burada, χ^2_{BGAB} , χ^2_{WDV} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{RRMKH} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir. (*) %1 anlamlılık düzeyini gösterir.



Şekil 1. Uzun Dönem CUSUM Grafiği

E. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi, yine sınır testi yaklaşımına dayalı ARDL hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Buna göre modelin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta i_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta p_{t-i} + u_t \quad (9)$$

Burada EC_{t-1} terimi, hata düzeltme terimi olup; uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli serisini temsil etmektedir. Bu değişkenin katsayısı, kısa dönemdeki sapmaların ne kadarının bir dönem sonra düzeleceğini belirtir. Bu katsayının işaretinin negatif olması, seriler arasında meydana gelen sapmaların uzun dönem denge değerine yaklaşacağını; pozitif olması durumunda ise uzun dönem denge değerinden uzaklaşacağını gösterir. Bu modelde değişkenlerin gecikme uzunlukları belirlenirken, uzun dönem ARDL modelinin belirlenmesinde uygulanan işlem tekrar edilmiştir. Kısa dönem sınır testi için ARDL(1.1) modeli belirlenmiştir.

Tablo 8’de kısa dönem ARDL(1.1) modeli tahmin sonuçları verilmiştir. Modelin tanısal test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi, White değişen varyans testi, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleri kabul edilebilir düzeydedir. Bununla birlikte, Şekil 2’de gösterilen Cusum grafiği de, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu belirtmektedir.

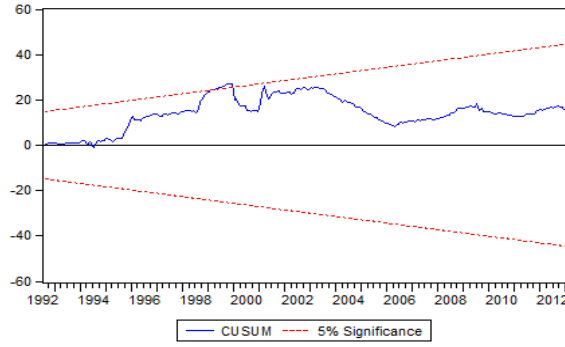
Tablo 8: Kısa Dönem ARDL(1.1) Modeli ve Tanısal Testler

| Değişkenler | Katsayı | t-istatistiği |
|--------------------|-----------------------------------|---------------|
| EC_{t-1} | -0.1493 | -5.2407 |
| i_{t-1} | 0.1897 | 3.1108 |
| p_t | 0.2738 | 0.5605 |
| p_{t-1} | 1.5185 | 3.0978 |
| C | -0.0011 | -0.1874 |
| $R^2=0.13$ | $\chi^2_{BGAB}(2) = 0.90(0.15)$ | |
| $\bar{R}^2 = 0.11$ | $\chi^2_{WDV} = 2.85(0.02)$ | |
| F.ist.=9.36(0.00) | $\chi^2_{JBN} = 1404.6(0.00)$ | |
| DW=1.93 | $\chi^2_{RRMKH}(2) = 13.99(0.00)$ | |

Not: Burada, χ^2_{BGAB} , χ^2_{WDV} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{RRMKH} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir. %5 anlamlılık düzeyi baz alınmıştır.

Tablo 8’den izlenebileceği gibi, hata düzeltme teriminin katsayısı istatistikî açıdan anlamlı ve beklenildiği gibi negatiftir. Dolayısıyla modelin hata düzeltme terimi çalışmaktadır. Yani uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine

yakınsamaktadır. Kısa dönemde meydana gelen sapmaların her dönem %14'ü ortadan kalkmaktadır. Bu yakınsama yaklaşık altı dönem içinde gerçekleşmektedir (Tarı, 2008). ($1/0.14=6.69$).



Şekil 2. Kısa Dönem CUSUM Grafiği

IV. Sonuç ve Değerlendirme

Enflasyon ve faiz oranları arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki olduğu savını öne süren Fisher hipotezinin geçerliliği iktisat literatüründe sıklıkla incelenmiştir. Enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkinin varlığının ve yönünün bilinmesi ülkenin uygulayacağı ekonomi politikalarına özellikle para politikalarına yön vermesini sağlayacaktır. Bu nedenle Fisher hipotezinin geçerliliği farklı ülke ve ülke grupları için incelenmeye devam edilmektedir.

Bu çalışmada Türkiye Ekonomisi'nde, uzun dönemde Fisher Hipotezi'nin geçerliliğini yani enflasyon oranı ile nominal faiz oranı arasında ilişki olup olmadığını, 1991:M1-2013:M1 dönemi verileri kullanılarak, ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelenmiştir. Yapılan analizde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu görülmüştür. Seriler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri, sınır testine dayalı ARDL yöntemiyle analiz edilmiştir. Analiz sonucunda enflasyon oranının Fisher hipotezi çerçevesinde beklentilerle uyumlu olarak nominal faiz oranını pozitif yönde ve istatistikî olarak anlamlı düzeyde etkilediği görülmüştür. Kısa dönem analizinde; modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı yani, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında, kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığı ve serilerin tekrar uzun dönem denge ilişkisine yakınsadıkları görülmüştür.

Analiz sonuçlarına göre; Türkiye’de incelenen dönemde enflasyon oranındaki değişme nominal faiz oranlarını etkilemektedir. Enflasyon oranının nominal faiz oranını %26 düzeyinde etkilemesi, Türkiye’de uygulanmakta olan para politikalarının, uzun dönemde reel faiz oranları üzerinde kısmen etkili olduğuna ve para politikalarının kısmen başarılı olduğuna bir kanıt sayılabilir. Eğer enflasyon oranını ve nominal faiz oranı arasındaki ilişki bire bir olması, nominal faiz oranındaki değişmelerin tümünün, enflasyon oranındaki değişmelerden kaynaklandığı belirtecek, yani nominal faiz oranlarındaki değişmelerin belirleyicisi olarak parasal politikardan daha çok enflasyonu işaret edecekti. Analiz sonucunda elde edilen ilişkinin birden küçük olması Türkiye’de uygulanmakta olan para politikalarının reel faizler üzerinde kısmen belirleyici olduğunu işaret etmektedir.

Türkiye’de 2001 yılından itibaren “güçlü ekonomiye geçiş programı” uygulamaya konulmuştur. TCMB ise 2006 yılından itibaren örtük enflasyon yerine enflasyon hedeflemesine geçmiştir. Bu süreçte TCMB enflasyon hedeflerini tutturabilmek için, sıkı para politikaları uygulamış ve ekonomi üzerinde güçlü bir aktör haline gelmiştir. Bunun sonucu olarak TCMB’nin uyguladığı para politikaları ile reel faiz oranları üzerinde kısmen etkili hale gelmiştir.

Kaynaklar

- Ahmad, S. (2010) “The Long Run Fisher Effect in Developing Countries”, *Studies in Economics and Finance*, 27 (4), pp.268-275.
- Atkins, F.J. and Coe, P.J. (2002) “An ARDL Bounds Test of the Long-Run Fisher Effect in the United States and Canada”, *Journal of Macroeconomics*, 24(2), pp.255-266.
- Boudoukh, J. and Richardson, M. (1993) “Stock Returns and Inflation: A Long Horizon Perspective”, *American Economic Review*, 83, pp.1346-55.
- Bonham, C. (1991), “Correct Cointegration Test of the Long Run Relationship between Nominal Interest Rate and Inflation”, *Applied Economics*, 23, pp.1487-1492.
- Coppock, Lee. and Poitras Marc (2000) “Evaluating the Fisher effect in long-term cross-country averages”, *International Review of Economics and Finance*, 9, 181–192.
- Dickey, D. and Fuller, W. A. (1979) “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root” *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.

- Enders, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*. 1rd edition, Wiley, New York.
- Enders, W. (1996) *Rats Handbook for Econometric Time Series*. John Willey and Song Inc.
- Engle, R. and Granger, C. W. J. (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, estimation and Testing" *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Fama, E. (1975) "Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation", *American Economic Review*, 65, pp.269-282.
- Granger, C.W.J. (1969) "Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method" *Econometrica*, 37, 424-438.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974). "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2 (2): 111-120.
- Gujarati, D. N. (1999) *Temel Ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G. G. Şenesen). İstanbul: Literatür Yayınları.
- Gül, E. ve Açıkalin, S. (2008) "An Examination of the Fisher Hypothesis: The Case of Turkey", *Applied Economics*, 40(24), pp.3227-3231.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money" *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, (52): 169-210.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors" *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 231-254.
- Johnston, J. and Dinardo, J. (1997) *Econometric Methods*. Newyork: 4th Edition McGraw -Hill.
- Kinal, T. and Lahiri, K. (1988) "A model for ex ante real interest rates and derived inflation forecasts", *Journal of the America Statistical Association*, 83, pp. 665-73.
- Köse, N., Emirmahmutoğlu, F., Aksoy, S. (2012) "The interest rate-inflation relationship under an inflation targeting regime: The case of Turkey", *Journal of Asian Economics*, 23, pp.476.485.
- Mishkin, F.S. (1992) "Is Fisher Effect For Real: A Re-examination of the Relationship between Inflation and Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, 30, ss.195-215.
- Mishkin, F.S. (1995) "An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia", *NBER Working Paper*, No: 5080.
- Narayan, P. and Narayan, S. (2004) "Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework", *Economic Modelling*, 22: 423-438.

- Narayan, P. and Smyth, R. (2006) "What Determines Migration Flows from Low-Income to High Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972-2001", *Contemporary Economic Policy*, 24(2): 332-342.
- Nusair, S.A. (2008) "Testing for the Fisher Hypothesis under Regime Shifts: An Application to Asian Countries", *International Economic Journal*, 22(2), pp.273-284.
- Payne, J. and Ewing, B. (1997) "Evidence from Lesser Developed Countries on the Fisher Hypothesis: A Cointegration Analysis", *Applied Economics Letters*, 4, pp.683-687.
- Pelaez, R. (1995) "The Fisher Effect: Reprise", *Journal of Macroeconomics*, 17, pp.333-346.
- Pesaran, M., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- Pfaffermayr, M. (1996) "Foreign Outward Direct Investment and Exports in Austrian Manufacturing: Substitutes or Complements?," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 132/3: 501-552.
- Phillips, P.C. B. and P. Perron (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 335-346.
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2006) "Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), ss.99-111.
- Tarı, R. (2008) *Ekonometri*, 8. Baskı, Avcı ofset, İstanbul.
- Tayfur, B. (2011) "Türkiye'de Fisher Etkisinin Geçerliliği: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yaklaşımı", *Erciyes Üniversitesi İİBF. Dergisi*, Sayı:38, Haziran-Aralık, ss.47-60.
- Turgutlu, E. (2004) "Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi", *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF. Dergisi*, 19(2), ss.55-74.
- Wallace, M. and Warner, J. (1993) "The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration", *The Review of Economics and Statistics*, 75, pp.320-324.
- Westerlund, J. (2005) "Panel Cointegration Tests of the Fisher Hypothesis", *Lund University, Department of Economics Working Papers*, 10, p.1-34.
- Yılandı, V. (2009) "Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi", *Atatürk Üniversitesi İİBF. Dergisi*, 23(4), ss. 205-213.